



# Plans de déplacements urbains et capitalisation immobilière : le cas des appartements de l'agglomération nantaise.

Dorothee Brécard, Bernard Fritsch, Rémy Le Boennec

## ► To cite this version:

Dorothee Brécard, Bernard Fritsch, Rémy Le Boennec. Plans de déplacements urbains et capitalisation immobilière : le cas des appartements de l'agglomération nantaise.. 2013. hal-00781966

**HAL Id: hal-00781966**

**<https://hal.science/hal-00781966>**

Preprint submitted on 28 Jan 2013

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

---

## **Plans de déplacements urbains et capitalisation immobilière : le cas des appartements de l'agglomération nantaise**

---

Dorothee Brécard\*  
Bernard Fritsch\*\*  
Rémy Le Boennec\*

2013/02

\*LEMNA - Université de Nantes

\*\*ESO – Université de Nantes

**PLANS DE DEPLACEMENTS URBAINS ET CAPITALISATION  
IMMOBILIERE : LE CAS DES APPARTEMENTS DE  
L'AGGLOMERATION NANTAISE**

**BRÉCARD Dorothée**

Université de Nantes, LEMNA

[dorothee.brecard@univ-nantes.fr](mailto:dorothee.brecard@univ-nantes.fr)

**FRITSCH Bernard**

Université de Nantes, ESO

[bernard.fritsch@univ-nantes.fr](mailto:bernard.fritsch@univ-nantes.fr)

**LE BOENNEC Rémy**

Université de Nantes, LEMNA

[remy.le-boennec@univ-nantes.fr](mailto:remy.le-boennec@univ-nantes.fr)

**Résumé :** En France, les Plans de Déplacements Urbains (PDU) visent à favoriser la mobilité pour tous et à trouver un équilibre entre la voiture, les transports collectifs et les autres modes de transport, avec la volonté de promouvoir une mobilité durable. Quelle satisfaction les habitants des pôles urbains tirent-ils de telles politiques ? Dans cet article, nous essayons de répondre à cette question pour les habitants de Nantes Métropole, à travers une analyse de la capitalisation immobilière de divers effets des politiques de transport urbain. En utilisant la méthode des prix hédoniques, nous montrons que les prix immobiliers ne sont pas déterminés uniquement par les caractéristiques intrinsèques des appartements et de leur environnement socio-économique, mais aussi par une meilleure accessibilité. Selon la localisation de l'appartement et le transport collectif utilisé, une meilleure accessibilité au centre apporte des effets contrastés. La pollution de l'air est perçue comme une source de nuisance par les ménages, mais seulement au-delà d'un certain seuil. L'exposition au bruit constitue également une source de désutilité.

**Mots clés :** capitalisation immobilière, accessibilité, pollution de l'air, exposition au bruit, méthode des prix hédoniques, plan de déplacements urbains, Nantes.

**Classification JEL :** C21, Q51, Q53, R31

# PLANS DE DEPLACEMENTS URBAINS ET CAPITALISATION IMMOBILIERE : LE CAS DES APPARTEMENTS DE L'AGGLOMERATION NANTAISE<sup>1</sup>

## 1 INTRODUCTION

Source de bien-être et de croissance économique, la mobilité des hommes génère en contrepartie des externalités négatives en raison des effets du transport sur l'environnement (Didier et Prud'homme, 2007). Une mobilité durable ne peut être obtenue qu'en favorisant la mobilité, condition du développement économique et de la préservation du lien social, tout en limitant les nuisances environnementales et sanitaires, l'artificialisation des sols, la congestion et les accidents occasionnés par les transports. Les enjeux de la mobilité durable touchent ainsi aux trois dimensions du développement durable : économique, sociale et environnementale (Brécard et Bulteau, 2011). Le cadre des politiques de mobilité durable est fixé à l'échelle européenne (Commission Européenne, 2009) et nationale (loi Grenelle 2 de juillet 2010). C'est cependant au niveau local qu'interviennent les actions structurant le territoire et favorisant le report des modes de transport les plus polluants, essentiellement routiers, vers des modes de transport plus sobres, en particulier les transports collectifs et les modes « doux ».

L'outil privilégié des politiques locales de mobilité durable est la mise en œuvre de plans de déplacements urbains (PDU). Ces plans intègrent des critères de protection de l'environnement et de la santé depuis 1996 et sont obligatoires pour les agglomérations de plus de 100 000 habitants depuis 1998. A Nantes, le PDU vise à développer la mobilité pour tous et à trouver un équilibre entre la voiture (50%), les transports publics (18 %) et les autres modes de transport (32 %). Dans cet article, nous cherchons à évaluer les effets du PDU de Nantes Métropole sur le bien-être de ses habitants dans le cadre d'un projet plus vaste, nommé Eval-PDU, portant sur l'évaluation des impacts environnementaux de différents scénarios de PDU et de leurs conséquences socio-économiques dans l'agglomération nantaise. Nous nous limitons aux effets du PDU 2000-2010 sur l'accessibilité induits par les modifications de l'offre de transport collectif, ainsi qu'à ceux sur la qualité de l'air et les nuisances sonores.

L'étude de la formation des prix sur le marché immobilier offre une manière d'appréhender les effets du PDU sur le bien-être de la société. La littérature d'économie géographique, et plus particulièrement celle de microéconomie urbaine, qui tient explicitement compte de la dimension géographique des choix de localisation des ménages, souligne ainsi que l'accessibilité est un facteur crucial de capitalisation immobilière. Alonso (1964), Papageorgiou et Casetti (1971) et Ogawa et Fujita (1980), qui analysent les déterminants de la localisation de la résidence d'un ménage par rapport au(x) centre(s) des emplois, montrent que ces déterminants résultent d'un arbitrage entre la centralité de sa résidence (d'autant moins chère à surface égale qu'elle est loin du centre) et les coûts de déplacement (d'autant plus élevés qu'elle est loin du centre). Le choix de localisation peut également prendre en compte les sources d'aménités (Fujita, 1989), alors que les externalités environnementales (bruit, congestion, qualité de l'air) peuvent venir dégrader le bien-être de la population (Kanemoto, 1980; Brueckner, 2005; Arnott et al., 2008). De plus, selon Rosen (1974), initiateur de la méthode des prix hédoniques, les prix immobiliers dépendent en partie de la proximité aux transports collectifs et aux sources d'aménités et de nuisances. Aussi le marché immobilier nous fournit-il, indirectement, une valeur monétaire de ces attributs à travers

---

<sup>1</sup> Cette étude a été financée par l'Agence Nationale de la Recherche, dans le cadre du projet « Evaluation des impacts environnementaux de différents scénarios de PDU et de leurs conséquences socio-économiques à Nantes Métropole » (Eval-PDU) de son programme villes durables (ANR-08 VILL-0005). Nous remercions Patrice Mestayer et Bernard Bourges pour la coordination du projet et Julie Bulteau, Marc Baudry et Yannick Le Pen pour leur participation à la toute première phase de notre étude.



la différence observée entre les valeurs de deux biens en tout point identiques, à l'exception de l'une des caractéristiques extrinsèques étudiées. Cette différence de valeur s'explique par le gain ou la perte de bien-être que les acheteurs attribuent à la proximité d'un service de transport, d'une aménité ou d'une nuisance liée à la qualité de l'air et au niveau d'exposition sonore.

La méthode des prix hédoniques a donné lieu à de nombreuses applications empiriques aux valeurs immobilières. Smith et Huang, (1995) mènent une méta-analyse de 23 études publiées entre 1971 et 1990 utilisant la méthode des prix hédoniques et relatives à la qualité de l'air. Ils montrent que les consentements à payer des ménages sont très sensibles au contexte local. Dans une autre méta-analyse, Nelson (2004) étudie les effets de l'exposition des logements environnants au bruit engendré par 23 aéroports des Etats-Unis et du Canada. Il conclut à une dépréciation moyenne des prix immobiliers des biens concernés de 0,58 % par décibel (dBA), avec une sensibilité au bruit plus marquée au Canada qu'aux Etats-Unis. Ces valeurs sont comparables à celles préconisées par le rapport de Boiteux (2001), avec une dépréciation des biens immobiliers allant de 0,4 % pour une exposition à 55 dBA à 1,1 % pour une exposition à plus de 75 dBA. Plus récemment, Cavailhès (2005) met en avant la valorisation immobilière associée aux gains d'accessibilité et d'aménités sur le marché locatif de 287 pôles urbains français, en soulignant que cette valorisation dépend fortement de l'accessibilité au centre des emplois et de la qualité sociale du voisinage, mais qu'elle est peu ou pas sensible aux autres aménités ou nuisances locales (criminalité, bruit, pollution, aménités rurales, etc.). Enfin, la valorisation immobilière due à l'accessibilité aux transports collectifs est mise en évidence par Beckerich (2001) à Lyon, Fritsch (2007) à Nantes, et Nguyen-Luong (2006), Boucq et Papon (2008) et Nguyen-Luong et Boucq (2011) dans la région parisienne.

Pour mener notre analyse économétrique, nous utilisons les données des transactions immobilières intervenues dans les communes de Nantes Métropole en 2002, 2006 et 2008, des données socio-économiques et sur l'accessibilité au réseau de transport collectif, ainsi que les données fournies par les autres partenaires du projet Eval-PDU sur l'exposition au bruit et aux polluants des biens immobiliers ayant fait l'objet d'une transaction sur la période étudiée. Nous montrons le rôle respectif joué par l'accessibilité aux transports collectifs urbains, les nuisances sonores et la pollution de l'air auxquels les logements sont exposés, une fois contrôlés les effets de leurs caractéristiques intrinsèques, de leur environnement socio-économique et de leur localisation.

L'article est structuré de la façon suivante. Dans la section 2, nous présentons le modèle économétrique. La base de données est présentée dans la section 3. La section 4 est consacrée à l'analyse de nos résultats économétriques. Enfin, nous concluons dans la section 5.

## **2 LE MODELE**

### **2.1 Le cadre d'analyse**

L'estimation économétrique du modèle de prix hédoniques vise à évaluer les effets marginaux de l'accessibilité, de la qualité de l'air et des nuisances sonores induites par le PDU de Nantes Métropole sur le prix des logements, et ce afin d'en inférer leurs effets sur le bien-être de la population.

Pour estimer ces effets, nous partons du modèle hédonique théorique suivant :

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k + \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k \alpha_{ij} x_i x_j \quad (1)$$

dans lequel la variable expliquée,  $y$ , est le prix du logement. Les variables explicatives,  $x_i$ , sont de type continu ou discret (indicatrices). Elles ont des effets propres sur le prix des logements, saisis par la valeur des coefficients  $\beta_i$ , et des effets d'interaction, saisis par les coefficients  $\alpha_{ij}$ . L'intérêt d'une variable d'interaction réside dans sa capacité à prendre en compte l'effet conjoint de deux variables explicatives, l'effet de l'une dépendant des valeurs prises par l'autre. Pour déceler d'éventuelles non-linéarités, les variables explicatives continues peuvent en outre être introduites en niveau et au carré.

La formulation retenue dans ce travail n'est toutefois pas linéaire. Il est en effet fréquent en économétrie de ne pas pouvoir conserver la forme linéaire de l'équation (1) pour l'estimation, les nombreux effets des variables explicatives sur le prix pouvant revêtir des formes plus complexes. Une forme alternative semi-logarithmique peut alors être retenue ( $\log(y)$  est expliqué par  $x_i$ ), ou une forme log-linéaire ( $y$  et les variables explicatives continues sont introduites sous forme logarithmique). Techniquement, par un test de la pertinence de la forme logarithmique, une transformation du modèle de type Box-Cox peut aider à déterminer la forme fonctionnelle la mieux adaptée<sup>2</sup>. Toutefois, la plupart des études récentes choisissent une forme logarithmique (Baudry et al., 2009; Bureau et Glachant, 2010; Gaschet et Pouyanne, 2011). C'est également le choix que nous faisons. Il offre deux avantages importants sur les autres spécifications: d'une part, le coefficient de détermination du modèle est systématiquement plus élevé et, d'autre part, cette forme fonctionnelle explicite les élasticités du prix par rapport aux variables explicatives continues. La forme fonctionnelle retenue pour le modèle est donc du type :

$$\ln(p) = \beta_0 + \sum_{i=1}^N \beta_i \ln(x_i) + \sum_{j=1}^K \beta_j z_j + \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^K \alpha_{ij} \ln(x_i) z_j + \varepsilon \quad (2)$$

Avec  $p$  le prix au mètre carré en euros constants,  $x_i$  les variables explicatives continues,  $z_j$  les variables explicatives discrètes,  $\ln(x_i)z_j$  les variables d'interaction et  $\varepsilon$  le terme d'erreur.

## 2.2 Les méthodes d'estimation

L'estimation par les prix hédoniques recourt fréquemment aux méthodes de l'économétrie spatiale sur données géo-référencées (Anselin, 1988; Jayet, 2001; Le Gallo, 2002, 2004). Dans ce cadre, on teste deux hypothèses, celle de l'hétérogénéité spatiale et celle de la dépendance spatiale. L'hétérogénéité spatiale s'explique essentiellement par des problèmes d'hétérogénéité inobservée des individus étudiés. La dépendance spatiale signifie que la structure de la matrice de corrélation entre des observations situées en des localisations différentes est déterminée par la position relative de ces observations dans l'espace géographique, ou en d'autres termes que les valeurs observées à un endroit dépendent

---

<sup>2</sup> Nous avons soumis le modèle linéaire à une transformation de Box-Cox de type « conventionnel généralisé » : la variable dépendante ainsi que les variables explicatives continues ont été respectivement transformées à l'aide de deux paramètres  $\theta$  et  $\lambda$ . L'estimateur du maximum de vraisemblance a conduit à déterminer les valeurs de ces paramètres. La statistique de test du rapport de vraisemblance, qui consiste à comparer le maximum de vraisemblance du modèle non contraint (faisant intervenir les valeurs estimées de  $\theta$  et  $\lambda$ ) et du modèle contraint (où les valeurs de  $\theta$  et  $\lambda$  sont forcées à zéro), est inférieure au seuil de significativité à 10 % pour un test du Khi-Deux à deux degrés de liberté (4,61). Nous en concluons que  $\theta$  et  $\lambda$  ne sont pas significativement différents de zéro, et nous pouvons retenir la forme log-linéaire pour l'estimation.

de celles prises ailleurs. Les tests de dépendance spatiale ont cependant rejeté cette dernière hypothèse, quelle que soit la spécification retenue, modèle à dépendance spatiale des erreurs (SEM) ou modèle autorégressif spatial (SAR).<sup>3</sup>

Nous avons donc retenu une estimation par les moindres carrés ordinaires. Ce type d'estimation pose plusieurs problèmes. Les variables explicatives peuvent d'abord présenter des colinéarités qui faussent le pouvoir explicatif du modèle. Certaines variables peuvent également poser des problèmes de multicollinéarité, en raison de multiples corrélations partielles avec d'autres variables, qui considérées individuellement sont faibles, mais qui, ajoutées les unes aux autres, conduisent à une trop forte corrélation globale de la variable incriminée<sup>4</sup>.

L'hypothèse de distribution normale des résidus de la régression est par ailleurs nécessaire à l'application des tests statistiques usuels. Or, cette hypothèse n'est pas toujours vérifiée en raison de points atypiques, qui relèvent d'erreur de mesure ou simplement de cas particuliers appelés points influents.<sup>5</sup> Un dernier problème fréquemment rencontré est celui de l'hétéroscédasticité, due à une variance des résidus qui n'est pas constante avec les valeurs de la variable expliquée. Les sources de ce problème sont multiples : elles peuvent venir de variables explicatives inobservées ou d'observations moyennes de l'échantillon, ne permettant pas de discriminer entre des sous-groupes d'observations. Si elle tient à des observations représentant des moyennes, cela remet en cause la pertinence de la maille d'observation retenue.<sup>6</sup>

### 3 LA BASE DE DONNEES

Nous analysons les déterminants des prix immobiliers sur le territoire de Nantes Métropole entre 2002 et 2008. Nantes Métropole est une communauté urbaine regroupant 24 communes de Loire-Atlantique, en Pays de la Loire. Située à l'ouest de la France, elle s'étend sur plus de 523 km<sup>2</sup>. Elle est traversée par un fleuve, la Loire, et deux rivières, l'Erdre et la Sèvre. Elle compte 590 000 habitants, la moitié résidant à Nantes. Le territoire voit plus de 2 millions de déplacements quotidiens, 57 % s'effectuant en voiture et 15 % en transports collectifs, pour une distance parcourue moyenne de 5 km et un temps de trajet moyen domicile - travail de 25 minutes. Nantes a été désignée « capitale verte de l'Europe » en 2013 grâce aux bons résultats environnementaux affichés sur des critères relatifs aux transports, à la qualité de l'air, à l'exposition sonore, à la gestion des déchets et à l'aménagement d'espaces verts dans la ville.

Les données utilisées nous permettent de mettre en relation les prix au mètre carré des appartements ayant fait l'objet d'une transaction à Nantes Métropole en 2002, 2006 et 2008 (Fig. 1) avec leurs caractéristiques intrinsèques et leurs caractéristiques extrinsèques (accessibilité, environnement urbain, qualité environnementale). L'ensemble des statistiques descriptives est présenté dans le tableau A1 de l'annexe 1.

---

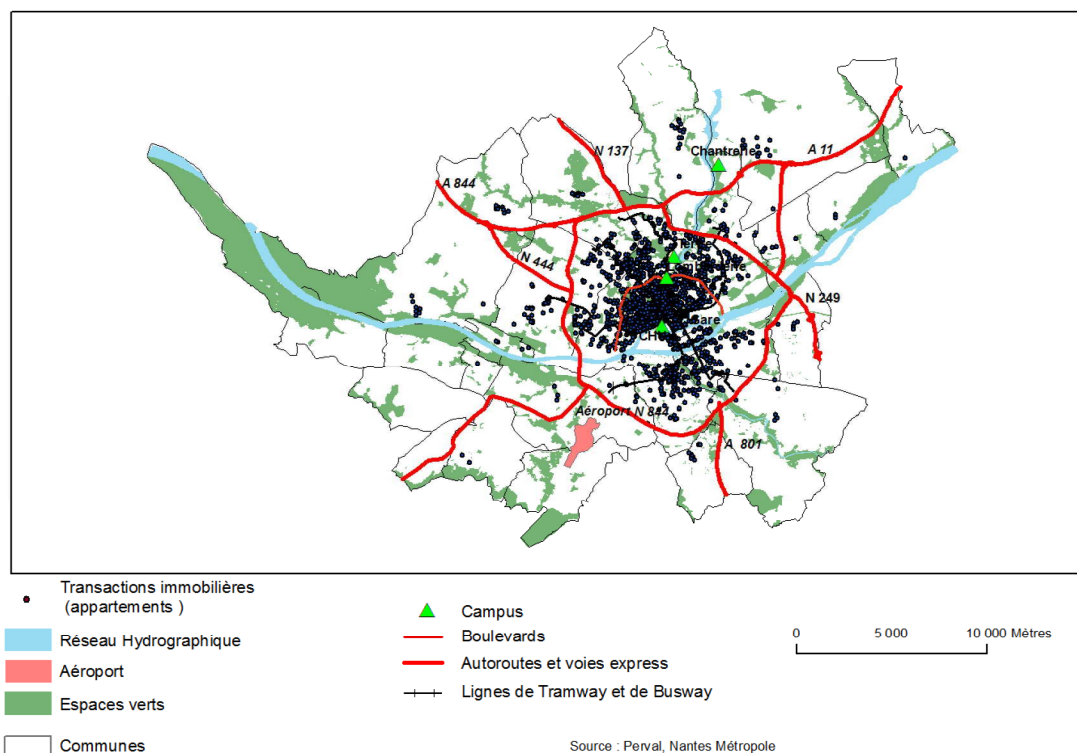
<sup>3</sup> Avec un modèle SEM, le coefficient d'autocorrélation spatiale  $\lambda$  qui maximise la log-vraisemblance est de -0,4. Le test de ratio de vraisemblance a une valeur de 0,3, inférieure au seuil de significativité à 10 % (1,65). Avec un modèle SAR, le coefficient  $\lambda$  est de -0,2. La statistique de test de ratio de vraisemblance, de 0,1, est inférieure elle aussi au seuil de significativité.

<sup>4</sup> La statistique du *Variance Inflation Factor* indique alors si la multicollinéarité sur une ou plusieurs explicatives est économétriquement gênante. Cela nous a conduits à supprimer ou modifier certaines variables, afin que la valeur de chaque coefficient saisisse bien l'effet isolé de la variable associée.

<sup>5</sup> Pour corriger ce problème, nous nous sommes basés sur la représentation graphique des résidus, permettant d'identifier les principaux points atypiques et de les éliminer, mais aussi sur plusieurs autres procédures de traitement des observations atypiques exposés par Rousseeuw & Leroy (1987).

<sup>6</sup> Pour corriger l'hétéroscédasticité des résidus, nous avons mis en œuvre une correction de White.

**Figure 1 - Localisation des transactions d'appartements en 2002, 2006 et 2008**



Les données exploitées proviennent de la base des notaires PERVAL, renseignant sur les 25 000 transactions d'appartements et de maisons intervenues à Nantes Métropole en 2002, 2006 et 2008, et géo-référencées dans le cadre du projet Eval-PDU. Nous nous limitons à l'étude des 6 200 transactions d'appartements (après nettoyage de la base de données<sup>7</sup>). Nous disposons d'informations sur les transactions (prix, date de transaction, type de négociation, nature de la mutation, etc.), sur le vendeur et l'acquéreur (profession, statut matrimonial, année de naissance, sexe, nationalité, etc.), sur la localisation (commune du bien, section cadastrale, etc.) et sur les caractéristiques intrinsèques des logements (type de bien, nombre de pièces principales, nombre de salles de bain, nombre de parkings, surface habitable). Certaines de ces caractéristiques intrinsèques constituent un premier groupe de variables explicatives du modèle. Nous retenons comme variable expliquée le prix au mètre carré (en logarithme) afin d'éviter que la surface habitable seule n'explique une trop grande partie du modèle, réduisant ainsi l'influence marginale des autres variables explicatives.<sup>8</sup> Dans notre échantillon, le prix moyen du mètre carré est de 1 892 euros, pour une surface moyenne de 63 m<sup>2</sup>, deux pièces et une place de parking.

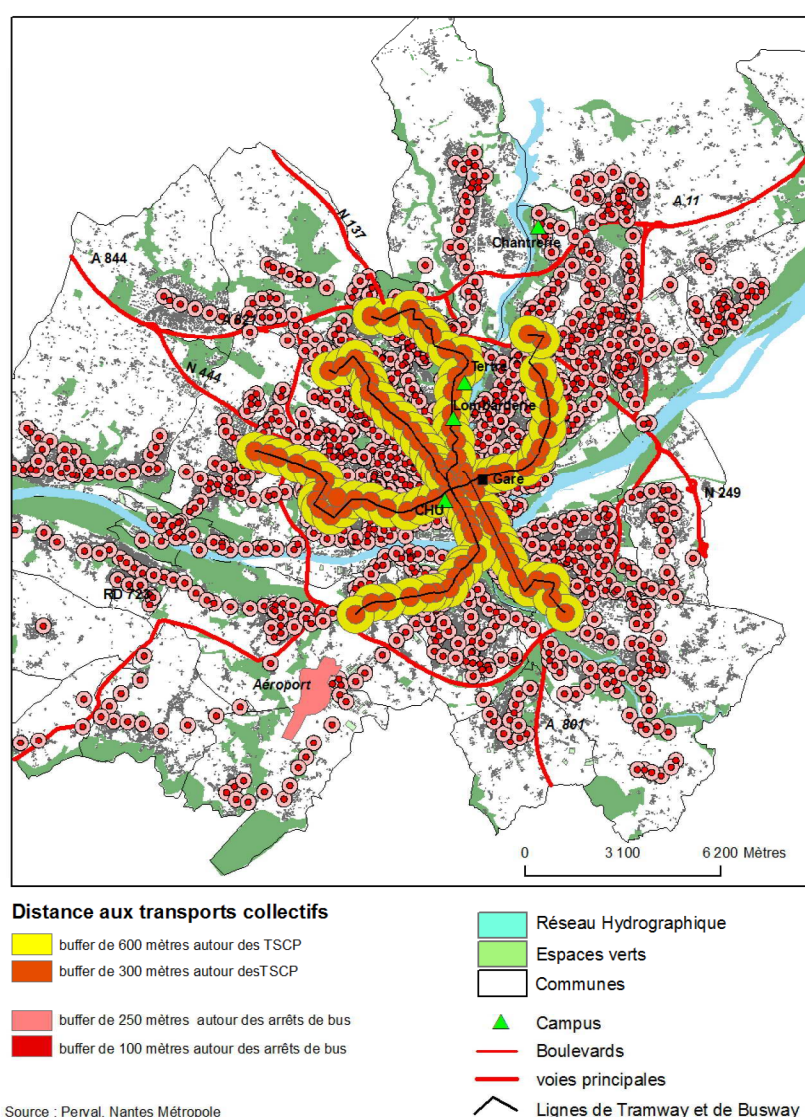
Les caractéristiques de l'environnement urbain sont issues de données de l'INSEE, renseignées par Ilots Regroupés pour l'Information Statistique (IRIS) : densité en appartements et en maisons, taux de chômage, revenu médian dans l'IRIS, parts dans la population des 60 ans et plus, des étrangers, des diplômés de l'enseignement supérieur, présence d'une Zone Urbaine Sensible (ZUS) dans l'IRIS ou dans l'IRIS contigu (21 % des logements sont concernés).

<sup>7</sup> Le renseignement par les notaires de la base PERVAL n'ayant pas un caractère contraignant, certaines informations saisies ont dues être traitées, voire supprimées, avant analyse.

<sup>8</sup> Par exemple, Saulnier (2004) trouve dans son estimation que la surface explique à elle seule 82 % du montant des loyers de l'agglomération grenobloise.

Les caractéristiques d'accessibilité, générales et spécifiques, géo-référencées dans le cadre du projet Eval-PDU, comprennent la situation géographique du bien, la distance à un ensemble de points de référence (gares, campus, etc.), l'accessibilité aux transports collectifs urbains, la distance à l'hyper-centre<sup>9</sup> et les distances aux espaces verts et aux rives de cours d'eau (la Loire, l'Erdre et la Sèvre). Ces cours d'eau constituent des barrières géographiques naturelles, notamment la Loire que doivent franchir des travailleurs résidant au sud du fleuve, la majorité des emplois étant localisée au nord. Seules 17 % des transactions se situent au sud de la Loire et 88 % des appartements sont à l'intérieur du boulevard périphérique (situé à environ 6 km du centre-ville en moyenne). L'environnement naturel est plutôt de bonne qualité, 87 % des logements étant situés à moins de 600 m d'un espace vert, d'une superficie moyenne d'un peu plus de 4 hectares. Les logements sont bien desservis en transports collectifs : 46 % sont à moins de 2 km d'une gare, 54 % disposent d'un arrêt de bus à moins de 150 m et 43 % d'une station de tramway à moins de 450 m (Fig. 2).

**Figure 2 – Localisation des appartements et distance aux transports collectifs**



<sup>9</sup> Défini par le 3, allée Flesselles à Nantes.

Les variables de qualité environnementale, construites par nos partenaires du projet Eval-PDU, fournissent l'exposition sonore des logements au bruit routier et ferroviaire (en période diurne, nocturne et sur 24 heures) et la concentration en polluants majoritairement associés au trafic routier (particules fines  $PM_{10}$  et  $PM_{2,5}$ , dioxydes d'azote  $NO_2$  et oxydes d'azote  $NO_x$ ). Plus de 50 % des logements subissent un bruit considéré comme gênant, de plus de 65 dBA, à un moment de la journée (bruit maximal sur 24 heures). En revanche, aucun des logements étudiés n'est exposé à des concentrations annuelles moyennes de  $NO_2$  supérieures à 40 microgrammes par mètre cube ( $\mu g.m^{-3}$ ). Ceci n'est pas étonnant dans la mesure où Nantes Métropole dépasse rarement l'objectif de qualité et la valeur limite en moyenne annuelle pour le dioxyde d'azote ( $40 \mu g.m^{-3}$ ).

## 4 LES RESULTATS

Les résultats de l'estimation, après traitement des *outliers* et correction de White, sont présentés dans le tableau 1. Les résultats des estimations préalables sont présentés en annexe 2.

Le modèle explique 72 % de la variance du prix au mètre carré des appartements échangés sur le territoire de Nantes Métropole ( $R^2=0,72$ ). Le pouvoir explicatif global du modèle apparaît satisfaisant par rapport aux études comparables, qui affichent un coefficient de détermination variant de 61 à 69 % (Kim et al., 2003; Boxall et al., 2005; Bureau et Glachant, 2010; Gaschet et Pouyanne, 2011).<sup>10</sup> Les variables explicatives ne souffrent pas de corrélations abusives, ni linéaires deux à deux, ni de multicollinéarité. Sur l'échantillon complet des 5 591 observations, les tests standards de Jarque-Bera et de Shapiro-Wilk sur le modèle initial ont révélé que les résidus de la régression ne suivaient pas une loi normale. Nous avons donc procédé à une correction de type *inner fence*.<sup>11</sup> Le test de Breusch-Pagan a par ailleurs révélé une forte hétéroscédasticité du modèle, la variance des erreurs augmentant ici avec le prix au mètre carré. Nous avons également paré cette hétéroscédasticité grâce à une correction de White.

### 4.1 Les effets des caractéristiques intrinsèques des logements

Parmi les caractéristiques intrinsèques, la surface habitable joue un rôle majeur. Elle tend à augmenter le prix de vente total et le prix du mètre carré marginal peut en être fonction décroissante. Pour déceler une influence éventuellement non linéaire de la surface habitable sur le prix au mètre carré, nous avons introduit au côté de la surface, la surface au carré (en logarithme). Les élasticités du prix au mètre carré par rapport à la surface habitable sont négatives et croissantes pour les petites et moyennes surfaces (égales à -0,2 pour un appartement de 25 m<sup>2</sup>, à -0,1 pour 50 m<sup>2</sup>). Les élasticités deviennent toutefois positives au-delà de 95 m<sup>2</sup>, l'élasticité tendant vers 0,1, démontrant une sorte de « prime aux grands appartements ». Les effets marginaux des variables explicatives sur le prix au mètre carré au point moyen de l'échantillon sont présentés en annexe 3.

Les immeubles construits après 1992 sont plus valorisés, au mètre carré, que les immeubles plus anciens, la période de 1948 à 1980 présentant la décote la plus élevée. Ainsi, par rapport au prix de l'appartement de référence,<sup>12</sup> la

---

<sup>10</sup> Les études qui atteignent un coefficient de détermination supérieur à 80 % sont celles dont la variable expliquée est le prix de vente et non le prix unitaire (Saulnier, 2004; Baudry et al., 2009).

<sup>11</sup> Cette procédure (Rousseeuw & Leroy, 1987) nous amène à rejeter environ 3 % des observations dont les résidus se situent hors d'un intervalle dont les bornes inférieures et supérieures sont centrées sur les premier et troisième quartiles de la distribution. Ce procédé nous permet de conserver 5 455 observations finales et améliore considérablement la valeur du test de Jarque-Bera, sans que les résidus parviennent néanmoins à se ramener à une distribution normale au seuil de significativité de 10 %.

<sup>12</sup> L'appartement de référence correspond au point moyen de notre échantillon. Vendu 1 409 € le m<sup>2</sup> en 2006, il a été construit après 1992, mais n'est pas neuf. Situé à 2 721 m du centre, au nord de la Loire, il n'est pas localisé dans une voie privée, ni dans une ZUS ou



dépréciation est de 11,5 % à 22,1 % pour un appartement construit avant 1992. La perception par l'acheteur d'un logement éventuellement dégradé, souffrant par ailleurs d'une moins bonne isolation thermique et phonique que des appartements plus récents, peut expliquer ce résultat.<sup>13</sup> Les appartements neufs bénéficient également d'une valorisation importante, de +21,8 % au point moyen, par rapport aux autres appartements. Le nombre de places de parking influence significativement le prix au mètre carré. L'absence de parking crée une moins-value par rapport à un appartement disposant d'une place de parking (-8 % au point moyen). A l'inverse, la présence deux places de parking ou plus exerce un effet à la hausse sur le prix au mètre carré (+5,6 % au point moyen). Les acheteurs semblent ainsi pressentir une difficulté de stationnement sur voie publique au domicile.

Ces résultats sont conformes à ceux des études portant sur des agglomérations françaises (Saulnier, 2004; Cavailhès, 2005; Barthélémy et al., 2007; Fritsch, 2007; Bureau et Glachant, 2010; Choumert et Travers, 2010). Toutes ces études montrent le rôle prépondérant de la surface habitable. La plupart montrent également que la date de construction est un déterminant de la valeur du logement. La présence d'au moins une place de parking est également valorisée pour les appartements marseillais (Bono et al., 2007). Le nombre de pièces, non significatif dans notre étude et celle de Fritsch (2007), apparaît également sans influence dans les agglomérations grenobloise (Saulnier, 2004) et rennaise (Baudry et al., 2009), alors qu'il semble influencer significativement le prix des logements à Paris (Bureau et Glachant, 2010). D'autres caractéristiques intrinsèques, que nous n'avons pas pu prendre en compte, peuvent également valoriser les biens immobiliers, comme l'équipement sanitaire et l'état du bien (Cavailhès, 2005) ou la présence d'un ascenseur ou d'un balcon (Baudry et al., 2009).

---

dans un IRIS contigu. Il ne dispose ni d'arrêt de bus à moins de 100 mètres, ni d'arrêt de tramway à moins de 300 mètres. Il se situe au-dessus du seuil de concentration de NO<sub>x</sub> de 90 g.m-3 et subit un bruit maximal de 62 dBA.

<sup>13</sup> Nous ne disposons malheureusement pas d'information sur l'état des biens lors de la transaction.

**Tableau 1. Résultats de l'estimation pour prix au m<sup>2</sup>**

Variable explicative	Définition	Coefficient	Ecart type	T-stat	P value
<i>Caractéristiques intrinsèques</i>					
Constante		7,995***	0,217	36,844	0,000
LNSURF	log(surface habitable en m <sup>2</sup> )	-0,649***	0,076	-8,573	0,000
LNSURF2	(log(surface)) <sup>2</sup>	0,071***	0,010	7,442	0,000
COPE_ABC	construction avant 1947 <sup>#</sup> (réf. après 1992)	-0,175***	0,016	-11,092	0,000
COPEL	construction 1948-1969 <sup>#</sup> (réf. après 1992)	-0,250***	0,008	-31,792	0,000
COPEE	construction 1970-1980 <sup>#</sup> (réf. après 1992)	-0,217***	0,008	-27,956	0,000
COPEF	construction 1981-1991 <sup>#</sup> (réf. après 1992)	-0,122***	0,008	-15,374	0,000
VEFA	Vente en état futur d'achèvement <sup>#</sup>	0,197***	0,007	28,659	0,000
NPA0	0 parkings (réf. 1) <sup>#</sup>	-0,084***	0,013	-6,613	0,000
NPA_23	2 parkings ou plus (ref. 1) <sup>#</sup>	0,054***	0,007	7,789	0,000
<i>Variables de localisation et d'accessibilité</i>					
VOIEPRIVEE	Localisation sur voie privée <sup>#</sup>	-0,043***	0,005	-8,863	0,000
LNVERTS300	Log(superficie espaces verts à moins de 300m en m <sup>2</sup> )	0,002***	0,000	3,160	0,002
LNCEMTE	Log(distance au centre en m)	-0,102***	0,007	-14,146	0,000
LNCAMPUS	Log(distance au campus le plus proche en m)	-0,024***	0,004	-5,494	0,000
LNPONTSLOIRE_SUD	Log(distance des biens situés en Sud-Loire au plus proche pont sur la Loire en m)	-0,003***	0,001	-2,898	0,005
LNGHF	Log(distance à la gare la plus proche en m)	0,030***	0,005	6,543	0,000
BUS100	Présence d'un arrêt de bus à moins de 100 m <sup>#</sup>	0,221***	0,062	3,557	0,000
BUS100LNCEMTE	BUS100 x LNCEMTE	-0,027***	0,008	-3,495	0,000
TRAM300	Présence d'un arrêt de tramway à moins de 300 m <sup>#</sup>	-0,133**	0,065	-2,049	0,026
TRAM300LNCEMTE	TRAM300 x LNCEMTE	0,018**	0,008	2,230	0,016
<i>Variables contextuelles</i>					
A02	Année de transaction 2002 (réf. 2006)	-0,307***	0,005	-59,813	0,000
A08	Année de transaction 2008 (réf. 2006)	-0,072***	0,005	-13,522	0,000
ZUS	Localisation dans une ZUS <sup>#</sup>	-0,069***	0,013	-5,412	0,000
CONTZUS	Localisation dans un IRIS contigu à une ZUS <sup>#</sup>	-0,049***	0,006	-7,758	0,000
LNMAISHA	Log(densité maisons dans l'IRIS)	0,013***	0,001	8,837	0,000
LNREVENU	Log(Revenu médian dans l'IRIS)	0,203***	0,15	13,342	0,000
<i>Variables de qualité environnementale</i>					
BRUITMAX	Bruit maximal en 24 heures (dbA)	-0,001***	0,000	-6,860	0,000
NOX90MAX	Concentration de NOx maximale inférieure à 90 µg.m-3 <sup>#</sup>	0,065***	0,010	6,662	0,000

<sup>#</sup> 1 si oui, 0 si non

\*\*\* Significatif à 1 %, \*\* Significatif à 5 %, \* Significatif à 10 %

Variable expliquée : logarithme du prix au m<sup>2</sup>

Nombre d'observations : 5 455

R<sup>2</sup> = 0,7202 ; R<sup>2</sup> ajusté = 0,7188

#### 4.2 Les effets des variables de localisation et d'accessibilité

La localisation sur voie privée et la superficie d'espaces verts dans un rayon de 300 mètres peuvent être considérées comme des aménités. La localisation sur une voie privée, qui concerne 30 % de notre échantillon, constitue pourtant un facteur de dépréciation du bien. Au calme supposé de ces artères où la circulation des non-résidents est interdite, d'autres facteurs peuvent au contraire constituer un motif de dévalorisation : par exemple, des charges de copropriété supposées plus élevées ou des difficultés d'accès dans certains passages étroits. La superficie d'espaces verts dans un rayon de 300 mètres autour du bien est un facteur significatif d'appréciation. Ce résultat confirme les conclusions de Bureau et



Glachant (2010) qui montrent qu'à Paris, la hausse moyenne de prix due à l'aménagement de quartiers verts est de 3 % par rapport au reste de la ville. On trouve des résultats comparables à Angers, où la distance mais aussi la densité en espaces verts constituent des sources de valorisation immobilière (Choumert et Travers, 2010).

Parmi les variables d'accessibilité,<sup>14</sup> la proximité au centre-ville de Nantes joue, sans surprise, un rôle positif, le modèle révélant une élasticité de -0,1 du prix au mètre carré par rapport à la distance au centre.<sup>15</sup> Les estimations ne nous ont pas permis de déceler d'effet non linéaire. Cette relation linéaire est en adéquation avec la littérature théorique (Fujita et Thisse, 2003) et se retrouve également dans les études empiriques de Saulnier (2004) sur Grenoble, Cavaillès (2005) sur les 287 pôles urbains étudiés, Fritsch (2007) sur Nantes, Baudry et al. (2009) sur Rennes, Bureau et Glachant (2010) sur Paris et Gaschet et Pouyanne (2011) sur le centre-ville de Bordeaux. La proximité d'un campus tend également à augmenter faiblement le prix au mètre carré, avec une élasticité de -0,002 de ce prix par rapport à la distance.<sup>16</sup> Ce résultat contraste en partie avec celui de Baudry et al. (2009) qui trouvent un effet non linéaire de la distance au campus, un faible éloignement diminuant le prix des logements jusqu'à un certain seuil au-delà duquel le prix augmente avec la distance.

La Loire joue un rôle de barrière géographique pour les habitants du sud, mais dans des proportions limitées, alors que l'Erdre et la Sèvre n'en jouent pas. Pour les appartements situés au sud de la Loire, 1 % de distance supplémentaire au plus proche pont sur la Loire se traduit par une moins-value de 0,003 %. Ce résultat est conditionné à la localisation du bien au sud de la Loire : il n'est plus valable pour les appartements situés au nord, où se trouve la majorité des emplois.

L'analyse des effets de l'accessibilité aux transports collectifs oblige à retenir des distances seuils relativement faibles pour être discriminantes, compte tenu de la desserte très dense du territoire : la présence d'un arrêt de bus à moins de 100 mètres et la présence d'un arrêt de tramway à moins de 300 mètres. En revanche, seules 12 % des transactions se situent à moins d'un kilomètre d'une gare.

La proximité à la plus proche gare ne joue pas le rôle d'accessibilité attendu, le prix au mètre carré croissant avec la distance, avec une élasticité de 0,03. Les résultats sont comparables si l'on retire la gare centrale de Nantes pour ne conserver que les 11 halte-ferroviaires.<sup>17</sup> L'effet de nuisance l'emporte donc sur l'effet d'accessibilité pour les gares à Nantes Métropole, sans doute à cause de la bonne accessibilité aux transports collectifs urbains, qui rendent un service comparable à l'intérieur du périphérique, et de manière liée du faible rôle tenu par le réseau ferré suburbain dans la mobilité locale.

L'effet sur les prix de la présence d'un arrêt de bus dans le voisinage se calcule comme la somme d'un effet propre, forfaitaire, saisi par la variable BUS100, qui joue à la hausse et d'un effet d'interaction avec la distance au centre qui

---

<sup>14</sup> Certaines variables d'accessibilité n'ont pu être retenues dans le modèle, comme la distance à l'aéroport, dont le coefficient est instable, la distance aux plus proches commerces, relativement faible pour la plupart des appartements de notre échantillon et la distance à la rive, non significative.

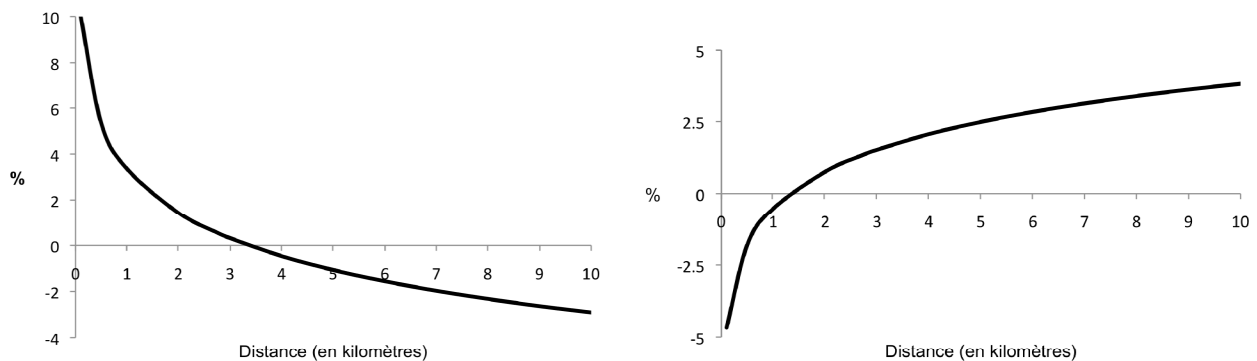
<sup>15</sup> La distance au centre présente une multicolinéarité acceptable (*Variance Inflation Factor* : 4,79) avec la distance à la plus proche gare ou halte-ferroviaire (0,47) et la distance au plus proche campus (0,36). La multicolinéarité aurait pu être réduite en supprimant la gare centrale de Nantes, mais ce choix aurait contredit notre objectif d'analyse du rôle de l'accessibilité aux transports collectifs.

<sup>16</sup> Afin d'en limiter la corrélation partielle avec la distance au centre, nous ne tenons pas compte, dans les campus, du campus central de médecine-pharmacie.

<sup>17</sup> L'intégration alternative d'une variable indicatrice par pas de distances de 250 mètres n'inverse pas les résultats : une gare ne joue jamais son rôle d'accessibilité entre 250 à 1500 mètres à vol d'oiseau (soit environ 20 minutes de marche), ni au-delà. D'autre part, les estimations ne font pas apparaître de non linéarité dans la relation.

joue lui à la baisse comme l'indique le signe négatif du coefficient BUS100LNCENTRE. L'effet net qui en résulte diminue alors en fonction de l'éloignement au centre, passant de valeurs positives à des valeurs négatives (Fig. 3a). Aussi le prix au mètre carré augmente-t-il de 3,4 % en cas de desserte par le bus à 1 kilomètre du centre, alors qu'il diminue de 3% à 10 kilomètres, par rapport à un appartement moyen sans bus, ni tramway, situé à la même distance du centre (toutes choses égales par ailleurs). Ce passage d'un effet positif à un effet négatif tient peut-être au fait que les avantages retirés de l'accessibilité à un réseau de transport collectif routier structuré encore de manière très radiale, diminuent avec l'éloignement au centre-ville : il est possible en effet que la fréquence des déplacements à destination du centre-ville décroisse avec l'éloignement à ce dernier, et surtout il est probable que la compétitivité relative du bus vis-à-vis de l'automobile (et des transports collectifs en site propre) sur ces trajets diminue avec cet éloignement, et donc la demande d'utilisation. L'utilité retirée des facilités d'accès au réseau de bus, de positive deviendrait alors faible ou nulle. A l'inverse, la possible gêne que peut générer la proximité d'une station de bus, utilisée notamment par un public scolaire, elle, ne varierait pas, et l'emporterait finalement sur les avantages en termes d'accessibilité.

**Figures 3a et 3b : Variations du prix au mètre carré dues à la proximité d'un arrêt de bus à moins de 100 m (Fig. 3a) ou de tram à moins de 300 m (Fig. 3b), par rapport à un appartement moyen sans bus ni tramway à proximité**



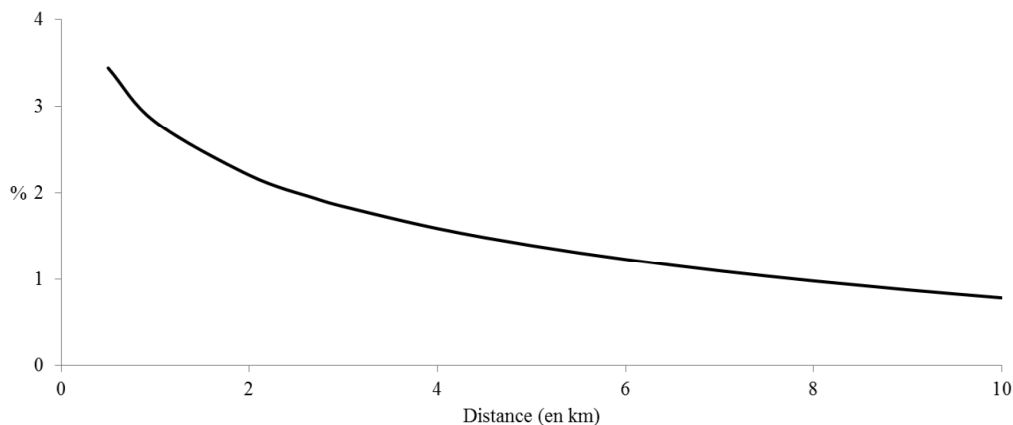
Les trois lignes de tramway et le busway, mis en place pour faciliter les déplacements radiaux à destination du centre-ville en transports collectifs, exercent un effet différent sur les prix de l'immobilier, qui est cette fois-ci croissant avec l'éloignement au centre (Fig. 3b). Celui-ci comprend à nouveau un effet forfaitaire, qui présente cette fois-ci un signe négatif : la présence d'un arrêt de tramway ou busway à moins de 300 mètres diminue le prix au mètre carré. Une trop grande proximité à un arrêt exerce donc un effet de nuisance, peut-être dû au bruit supposé par l'acheteur<sup>18</sup> et un effet variable, d'accessibilité au centre, saisi par la variable d'interaction, croissant avec l'éloignement (jusqu'à un certain seuil), les gains de temps apportés par les transports collectifs en site propre (TCSP) vis-à-vis des transports collectifs routiers, augmentant avec les distances parcourues. Par rapport à un appartement moyen, sans tramway ni bus, situé à la même distance du centre, le prix diminue de 0,5 % en cas de desserte par le tramway à 1 kilomètre du centre, alors qu'il augmente de 3,7 % à 10 kilomètres. On rejoint là les conclusions de Fritsch (2007) sur le rôle du tramway à Nantes.

Finalement, en ce qui concerne l'offre globale de transport collectif, l'effet dépréciateur du tramway à proximité du centre ville est compensé par l'effet positif de la proximité d'un bus, et vice versa à distance du centre. A 1 kilomètre, par exemple, l'appartement moyen bénéficie d'une valorisation de 2,8 % grâce à la présence de ces deux modes de transport.

<sup>18</sup> Lorsque nous retenons un seuil de 450 mètres, l'effet de nuisance reste prépondérant sur l'effet d'accessibilité. A l'inverse, avec un seuil de 600 mètres, la proximité d'un arrêt de tramway joue un effet positif.

Cependant, cette valorisation s'atténue lorsque l'on s'éloigne du centre, le bénéfice au point moyen n'étant plus que de 0,7 % à 10 kilomètres du centre (Fig. 3c).

**Figure 3c : Variation du prix au mètre carré due à la proximité d'un arrêt de bus à moins de 100 m et de tram à moins de 300 m, par rapport à un appartement moyen sans bus ni tramway à proximité**



La comparaison de nos résultats avec ceux des autres travaux empiriques portant sur la valorisation de l'accessibilité aux transports collectifs en France est difficile, tant leurs résultats sont contrastés. Cette diversité des conclusions n'est pas étonnante. Elle avait déjà été soulignée par Bowes et Ihlanfeldt (2001), dans les études portant sur les Etats-Unis. Ils l'expliquent par le fait que la proximité à une gare est susceptible de faire augmenter les prix via des gains d'accessibilité et la présence de commerces de proximité dont bénéficient les riverains. A l'inverse, les gares sont sources de bruit, de pollution, voire de désagréments paysagers. Les effets de l'accessibilité aux transports collectifs, urbains ou non urbains, apparaissent donc variables selon l'étude et le contexte. Ainsi, si la proximité d'une gare SNCF augmente le prix de l'immobilier à Paris (Bureau et Glachant, 2010), la proximité d'une station de métro le diminue. Cela confirme les résultats de Nguyen et Boucq (2011) qui mettent en évidence une décote de 5 % des appartements situés à moins de 200 mètres de la ligne 3 de tramway à Paris. Un dernier effet d'accessibilité, dont nous n'avons pu tenir compte dans l'analyse, est celui lié aux anticipations d'ouverture d'une ligne de bus ou de tramway à proximité de l'appartement acheté. Cet effet pourrait jouer un rôle important. En effet, McDonald et Osuji (1995) montrent qu'à Chicago, trois années avant l'ouverture du service, les biens situés à moins de 800 mètres d'une future station d'une nouvelle ligne ferroviaire urbaine ont connu une hausse de prix de 17 %. Ce schéma se vérifie également à Séoul avant l'ouverture de la ligne 5 de métro (Bae et al., 2003).

### 4.3 Les effets des variables contextuelles

L'année de la transaction capte les effets des fluctuations du marché immobilier sur le prix en 2002, 2006 et 2008. L'année 2006, présentant le prix moyen au mètre carré le plus élevé, sert de référence. En 2002 et 2008, les prix sont effectivement inférieurs à ceux de 2006, avec une dépréciation de 26,4 % en 2002, et de 6,9 % en 2008 par rapport à l'appartement de référence. Ces tendances correspondent à celles observées au niveau national.

La localisation de l'appartement dans une ZUS ou dans un IRIS contigu à une ZUS, constitue un facteur de dépréciation du bien. Ce résultat peut être interprété de deux manières : comme accréditant l'intérêt des programmes de renouvellement urbain pour améliorer l'image de ces quartiers et celle de leur voisinage ; ou, au vu des efforts conséquents fournis dans le cadre de la politique de la ville depuis plusieurs décennies, comme une source de doute sur

l'efficacité de cette dernière en matière de requalification urbaine. La densité en maisons dans l'IRIS est intégrée comme *proxy* d'une vue dégagée. Elle entraîne une appréciation significative du bien, avec une élasticité de 0,01. Le revenu médian dans l'IRIS joue également un rôle positif, une hausse de 1 % de ce revenu augmentant le prix au mètre carré de 0,20 %.

Ces résultats confirment ceux de Bureau et Glachant (2010), qui mettent en évidence un même effet d'appréciation du revenu médian dans le quartier ainsi qu'un effet de dépréciation de la proximité ou de l'appartenance à une ZUS. Par ailleurs, ils montrent que la part des jeunes et des étrangers dans le quartier font diminuer les prix.<sup>19</sup> Cavailhès (2005) confirme que la qualité sociale du voisinage constitue un attribut extrinsèque du logement à fort impact sur les loyers des 287 pôles urbains étudiés.

#### 4.4 Les effets des variables de qualité environnementale

Les nuisances sonores sont mesurées par le niveau de bruit maximal engendré par les routes et les voies ferrées sur une période de 24 heures, sans discriminer entre le jour et la nuit. L'exposition au bruit diminue significativement le prix au mètre carré, bien que le coefficient, de -0,001, soit relativement faible. Ce résultat est en adéquation avec celui d'Andersson et al. (2010), qui montrent que les bruits routiers et ferroviaires engendrent une dépréciation immobilière. De même, les biens situés dans des quartiers tranquilles de Paris, supposés moins exposés, sont valorisés de 1,5 % en moyenne (Bureau et Glachant, 2010). Cependant, le niveau de bruit ne constitue pas toujours une variable significative, comme à Grenoble (Saulnier, 2004) et dans la plupart des pôles urbains étudiés par Cavailhès (2005). Pour notre appartement de référence, exposé à un bruit de 62 dBA, l'indice de dépréciation due au bruit (*Noise Depreciation Index*) indique une dépréciation de seulement de 0,3 % par décibel supplémentaire, inférieure à l'estimation du rapport de Boiteux (2001).

La corrélation des concentrations des polluants dans l'air ne permet pas de les prendre tous en compte. De plus, leur niveau moyen n'explique pas de façon significative le prix au mètre carré. Aussi avons-nous retenu la concentration annuelle maximale de ces polluants<sup>20</sup> et sélectionné finalement un seul polluant, les NO<sub>x</sub>, provenant à Nantes pour 73 % du trafic routier (52 % au plan national). Nous avons montré que seuls des effets de seuil jouaient un rôle dans la valeur des logements. Dans une étude empirique appliquée à 115 000 logements vendus en 1999 en Californie du Sud, Anselin et Le Gallo (2006) montrent également que l'entrée de classes de concentration en ozone sous forme discrète donne de meilleurs résultats que la variable continue. Ainsi, les biens bénéficiant d'une concentration maximale en NO<sub>x</sub> inférieure au seuil de 90 microgrammes par mètre cube voient leur prix augmenter significativement. Un appartement bénéficiant de cette qualité de l'air se voit valorisé, toutes choses égales par ailleurs, de 6,7 % par rapport à l'appartement de référence dont la concentration de NO<sub>x</sub> se situe au-dessus du seuil.

Dans les études hédoniques, les variables de qualité environnementale jouent souvent des rôles ambigus. Concernant la qualité de l'air, Hanna (2007) trouve, dans six Etats de la Nouvelle-Angleterre (Etats-Unis), un impact négatif d'une somme pondérée d'émissions industrielles toxiques. Decker et al. (2005) mettent en évidence l'impact négatif, dans le Nebraska (Etats-Unis), d'une forte concentration en polluants réglementés. Cependant, les mêmes polluants sont, pour l'Etat du Massachusetts, non significatifs (Bui et Mayer, 2003). Concernant des polluants isolés, les

---

<sup>19</sup> Certaines variables contextuelles testées ne sont pas significatives dans notre modèle : la fréquence des familles de 3 enfants et plus, les parts des 60 ans et plus, des étrangers et des diplômés du supérieur dans l'IRIS.

<sup>20</sup> Pour chaque polluant, nous avons retenu le percentile 98.

résultats sont encore moins tranchés. Ainsi, Kim et al. (2003) montrent que si la concentration en  $\text{SO}_2$  engendre bien une moins-value immobilière pour les maisons de Séoul, ce n'est pas le cas des  $\text{NO}_x$ . Ce résultat diffère donc de notre étude, où la concentration en  $\text{NO}_x$  s'avère significative à la baisse quand elle est introduite sous forme discrète. Saulnier (2004) ne trouve pas non plus de relation significative entre loyers et concentration en  $\text{NO}_2$  dans l'agglomération grenobloise, un polluant moins spécifiquement routier dans le cas nantais, et qui donne de moins bons résultats que les  $\text{NO}_x$ . Cette absence de lien significatif est généralisée par Cavailhès (2005), qui trouve une influence réduite, voire nulle, entre pollution et loyers dans les 287 pôles urbains étudiés.

## 5 CONCLUSION

L'étude du marché immobilier nantais entre 2002 et 2008 nous a permis de mettre en évidence la valorisation par les ménages des effets potentiels des PDU sur le territoire de Nantes Métropole en termes d'accessibilité au centre ville, de qualité de l'air et de nuisances sonores.

Certes, les prix des transactions dépendent avant tout des caractéristiques intrinsèques des appartements et de leur environnement socio-économique et géographique. Mais l'accessibilité au centre, grâce aux transports collectifs urbains, joue également un rôle non négligeable, quoique contrasté selon la localisation du logement : la proximité d'un arrêt de bus est valorisée à moins de 3 kilomètres du centre ville, alors qu'il n'est pas perçu comme un mode de transport utile au-delà ; la proximité d'un arrêt de tramway (ou busway) est valorisée par les habitants éloignés de plus d'un kilomètre du centre, mais les nuisances qu'elle génère semblent l'emporter sur ses avantages aux yeux des habitants proches du centre. Si ces estimations ne tiennent pas compte de la qualité des dessertes en bus, elles donnent néanmoins des indications sur la politique de transports à mettre en œuvre pour favoriser l'accessibilité au centre ville : privilégier le renforcement des lignes de bus au sein d'un certain périmètre autour du centre et favoriser le développement des lignes tramway et busway au-delà, sous la réserve bien sûr de pouvoir y trouver une clientèle suffisante.

En outre, la concentration des polluants dans l'air est bien perçue comme source de nuisance par les ménages, mais seulement au-delà d'un certain niveau. Pour les  $\text{NO}_x$ , une plus grande concentration ne déprécie les logements qu'au-delà du seuil, relativement élevé, de  $90 \mu\text{g.m}^3$ . Enfin, les nuisances sonores liées aux transports routiers et ferroviaires sont également perçues comme telles et se retrouvent dans un prix au mètre carré des appartements qui diminue toutes choses égales par ailleurs avec le niveau de bruit, mais dans des proportions relativement limitées. Ces résultats plaident pour une poursuite des politiques favorisant une plus grande utilisation des modes de transport les moins polluants au détriment de la voiture.

Les enseignements de notre modèle hédonique doivent cependant être relativisés, car il est difficile d'y prendre en compte tous les éléments constitutifs du prix de l'immobilier. De plus, un tel modèle n'a pas vocation à tenir compte des divers objectifs et contraintes que doivent concilier les politiques mises en œuvre dans le cadre des PDU. Il ne peut suffire à rendre compte que partiellement des effets du PDU sur le bien-être des ménages.

## 6 BIBLIOGRAPHIE

Alonso, W. (1964). *Location and land use. toward a general theory of land rent*. Cambridge: Harvard University Press.

- Andersson, H., Jonsson, L., and Ogren, M. (2010). Property prices and exposure to multiple noise sources: hedonic regression with road and railway noise. *Environmental and Resource Economics*, 45, pp. 73–89.
- Anselin, L. (1988). *Spatial econometrics : methods and models*. Boston: Kluwer Academics.
- Anselin, L., and Le Gallo, J. (2006). Interpolation of air quality measures in hedonic house price models: spatial aspects. *Spatial Economic Analysis*, 1(1), pp. 31–52.
- Arnott, R., Hochman, O., and Rausser, G. C. (2008). Pollution and land use: optimum and decentralization. *Journal of Urban Economics*, (64), pp. 390–407.
- Bae, C. C., Jun, M. J., and Park, H. (2003). The impact of seoul's subway line 5 on residential property values. *Transport policy*, 10(2), pp. 85–94.
- Barthélémy, F., Michelangeli, A., et Trannoy, A. (2007). La rénovation de la goutte d'or est-elle un succès ? *Economie & prévision*, n° 180-181(4), pp. 107–126.
- Baudry, M., Guengant, A., Larribeau, S., et Leprince, M. (2009). Formation des prix immobiliers et consentements à payer pour une amélioration de l'environnement urbain : l'exemple rennais. *Revue d'Economie Régionale et Urbaine*, 2, pp. 369–411.
- Beckerich, C. (2001). *Biens publics et valeurs immobilières*. Lavoisier.
- Boiteux, M. (2001). *Transports: choix des investissements et coût des nuisances*. Rapport du Commissariat Général au Plan, La Documentation Française.
- Bono, P. H., Gravel, N., et Trannoy, A. (2007). L'importance de la localisation dans la valorisation des quartiers marseillais. *Economie publique*, 1(20), pp. 3–38.
- Boucq, E., and Papon, F. (2008). Assessment of the real estate benefits due to accessibility gains brought by a transport project: the impacts of a light rail infrastructure improvement in the hauts-de-seine département. *European Transport / Trasporti Europei*, 40, pp. 51–58.
- Bowes, D. R., and Ihlanfeldt, K. R. (2001). Identifying the impacts of rail transit stations on residential property values. *Journal of Urban Economics*, 50(1), pp. 1–25.
- Boxall, P. C., Chan, W. H., and McMillan, M. L. (2005). The impact of oil and natural gas facilities on rural residential property values: a spatial hedonic analysis. *Resource and Energy Economics*, 3(27), pp. 248–269.
- Brueckner, J. K. (2005). Transport subsidies, system choice, and urban sprawl. *Regional Science and Urban Economics*, 35(6), pp. 715–733.
- Brécard, D., et Bulteau, J. (2011). Les enjeux économiques et environnementaux de la mobilité durable, in: *Quelle gouvernance au service de la mobilité durable ? sous la direction de A. Abidi et J. Fialaire*. L'Harmattan.
- Bui, L. M. T., and Mayer, C. J. (2003). Regulation and capitalization of environmental amenities: evidence from the toxic release inventory in massachusetts. *The Review of Economics and Statistics*, 85(3), pp. 693–708.
- Bureau, B., et Glachant, M. (2010). Evaluation de l'impact des politiques de quartiers verts et quartiers tranquilles sur les prix de l'immobilier à paris. *Economie & prévision*, 1(192), pp. 27–44.

- Cavaillès, J. (2005). Le prix des attributs du logement. *Economie et Statistique*, 381(381-382), pp. 91–123.
- Choumert, J., et Travers, M. (2010). La capitalisation immobilière des espaces verts dans la ville d'angers. *Revue économique*, 61(5), pp. 821–836.
- Decker, C. S., Nielsen, D. A., and Sindt, R. P. (2005). Residential property values and community right-to-know laws: has the toxics release inventory had an impact? *Growth and Change*, 36(1), pp. 113–133.
- Didier, M., et Prud'homme, R. (2007). *Infrastructures de transport, mobilité et croissance*,. Rapport du Conseil d'Analyse Economique. La Documentation Française.
- Fritsch, B. (2007). Tramway et prix des logements à nantes. *L'Espace géographique*, 36(2), pp. 97–113.
- Fujita, M. (1989). *Urban economic theory : land use and city size*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Fujita, M., et Thisse, J.-F. (2003). *Economie des villes et de la localisation*. Bruxelles: De Boeck.
- Le Gallo, J. (2002). Économétrie spatiale : l'autocorrélation spatiale dans les modèles de régression linéaire. *Economie & prévision*, 4(155), pp. 139–157.
- Le Gallo, J. (2004). Hétérogénéité spatiale. *Economie & prévision*, 1(162), pp. 151–172.
- Gaschet, F., et Pouyanne, G. (2011). Nouvelles centralités et valeurs immobilières : vers un découplage des centralités résidentielles et économiques ? *Revue d'Économie Régionale & Urbaine*, 3, pp. 499–525.
- Hanna, B. G. (2007). House values, incomes, and industrial pollution. *Journal of Environmental Economics and Management*, 54(1), pp. 100–112.
- Jayet, H. (2001). Économétrie et données spatiales: une introduction à la pratique. *Cahiers d'économie et sociologie rurales*, (58-59), pp. 105–129.
- Kanemoto, Y. (1980). *Theories of urban externalities*. Amsterdam: North-Holland.
- Kim, C. W., Phipps, T. T., and Anselin, L. (2003). Measuring the benefits of air quality improvement: a spatial hedonic approach. *Journal of Environmental Economics and Management*, 45, pp. 24–39.
- McDonald, J. F., and Osuji, M. C. (1995). The effect of anticipated transportation improvement on residential land values. *Regional Science and Urban Economics*, 25(3), pp. 261–278.
- Nelson, J. P. (2004). Meta-analysis of airport noise and hedonic property values: problems and prospects. *Journal of transport economics and policy*, 38, pp. 1–27.
- Nguyen-Luong, D. (2006). *Contribution au projet simaurif: recueil et analyse de données de prix de l'immobilier résidentiel en ile-de-france. cas du t1 et d'eole. estimation d'un modèle de prix hédonique*.
- Nguyen-Luong, D., et Boucq, E. (2011). *Évaluation de l'impact du t3 sur les prix de l'immobilier résidentiel, rapport d'iau-ifsttar pour le ministère de l'environnement et du développement durable, des transports et du logement (meddtl)*.
- Ogawa, H., and Fujita, M. (1980). Equilibrium land use pattern in a non monocentric city. *Journal of Regional Science*, 20(4), pp. 455–475.

- Papageorgiou, G. J., and Casetti, E. (1971). Spatial equilibrium residential land values in a multicenter setting. *Journal of Regional Science*, 11(3), pp. 385–389.
- Rosen, S. (1974). Hedonic prices and implicit markets: product differentiation in pure competition. *Journal of Political Economy*, 82(1), pp. 34–55.
- Rousseeuw, P. J., and Leroy, A. M. (1987). *Robust regression and outlier detection*. Wiley, New York.
- Saulnier, J. (2004). Une application des prix hédonistes : influence de la qualité de l'air sur le prix des logements ? *Revue d'économie politique*, 114(5).
- Smith, V. K., and Huang, J. C. (1995). Can markets value air quality? a meta-analysis of hedonic property value models. *Journal of Political Economy*, 103(1), pp. 209–227.



## 7 ANNEXE 1

**Tableau A1 : statistiques descriptives**

Groupe	Variable	Min	Moyenne	Max	Ecart type
Caractéristiques intrinsèques	Surface habitable (m <sup>2</sup> )	6	63	250	25
	COPE='A', 'B' ou 'C'	-	0,041	-	0,20
	COPE='D'	-	0,195	-	0,40
	COPE='E'	-	0,190	-	0,39
	COPE='F'	-	0,140	-	0,35
	VEFA	-	0,264	-	0,44
	NPA='0'	-	0,058	-	0,23
	NPA='2' ou '3'	-	0,126	-	0,33
	VOIEPRIVEE	-	0,303	-	0,46
Variables de localisation et d'accessibilité	Superficie d'espaces verts dans un rayon de 300 m, (m <sup>2</sup> )	0	14 779	140 907	24 456
	Distance au centre (m)*	44	3 274	13 446	2 075
	Distance au plus proche campus (m)	59	3 414	14 519	2 181
	Distance à la plus proche gare ou halte-ferroviaire (m)	94	2 517	10 222	1 647
	Distance au plus proche pont sur la Loire**	177	1 545	7 974	1 327
	BUS100	-	0,280	-	0,45
	TRAM300	-	0,309	-	0,46
Variables contextuelles	Année de transaction=2002	-	0,348	-	0,48
	Année de transaction=2008	-	0,298	-	0,46
	ZUS	-	0,056	-	0,23
	CONTZUS	-	0,159	-	0,37
	Superficie totale en maisons dans l'IRIS (ha)	0	6,77	17,54	4,71
	Revenu annuel médian dans l'IRIS (€)	8 170	18 710	29 016	3 449
Variables de qualité environnementale	Niveau de bruit journalier maximal (dBA)	8,36	62,23	94,40	11,07
	NOXMAX	-	0,0751	-	0,25

\*Par rapport à la transaction de référence située au 3 allée Flesselles, à Nantes

\*\*Bien situé en Sud-Loire ou sur l'île de Nantes

## 8 ANNEXE 2

Tableau A2 : résultats économétriques détaillés (1/2)

	Definitions	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Constant		10.867*** (42.267)	8.599*** (25.982)	6.316*** (16.013)	6.776*** (16.841)	7.891*** (32.003)	7.995*** (39.469)	7.995*** (36.844)
LOGSURF	log(living surface area in m <sup>2</sup> )	-1.589*** (-12.598)	-0.985*** (-8.194)	-0.858*** (-8.924)	-0.866*** (-9.034)	-0.637*** (-8.082)	-0.649*** (-9.658)	-0.649*** (-8.573)
LOGSURF2	(log(living surface area)) <sup>2</sup>	0.194*** (12.392)	0.112*** (7.461)	0.096*** (7.986)	0.096*** (8.087)	0.069*** (6.970)	0.071*** (8.343)	0.071*** (7.442)
CONSTR_ABC	Construction before 1947 <sup>#</sup> (réf. after 1992)	-0.140*** (-6.588)	-0.181*** (-9.017)	-0.181*** (-11.316)	-0.184*** (-11.547)	-0.178*** (-11.064)	-0.175*** (-13.230)	-0.175*** (-11.092)
CONSTR_D	Construction 1948-1969 <sup>#</sup> (réf. after 1992)	-0.256*** (-21.385)	-0.265*** (-23.501)	-0.242*** (-26.466)	-0.240*** (-26.312)	-0.244*** (-27.137)	-0.250*** (-34.308)	-0.250*** (-31.792)
CONSTR_E	Construction 1970-1980 <sup>#</sup> (réf. after 1992)	-0.287*** (-24.140)	-0.252*** (-22.310)	-0.220*** (-23.730)	-0.218*** (-23.505)	-0.223*** (-24.518)	-0.217*** (-29.316)	-0.217*** (-27.956)
CONSTR_F	Construction 1981-1991 <sup>#</sup> (réf. after 1992)	-0.136*** (-10.961)	-0.146*** (-12.529)	-0.120*** (-12.879)	-0.120*** (-12.936)	-0.120*** (-12.812)	-0.122*** (-16.073)	-0.122*** (-15.374)
SBC	Sale before completion <sup>#</sup>	0.113*** (10.549)	0.146*** (14.311)	0.203*** (24.478)	0.202*** (24.386)	0.206*** (24.997)	0.197*** (29.470)	0.197*** (28.659)
PS_0	0 parking spaces (ref. 1) <sup>#</sup>	-0.058*** (-3.463)	-0.107*** (-6.694)	-0.110*** (-8.588)	-0.110*** (-8.626)	-0.110*** (-8.512)	-0.084*** (-7.854)	-0.084*** (-6.613)
PS_23	2 parking spaces or more (ref. 1) <sup>#</sup>	0.040*** (3.491)	0.050*** (4.613)	0.056*** (6.449)	0.057*** (6.585)	0.058*** (6.694)	0.054*** (7.714)	0.054*** (7.789)
NR_1	1 room (ref. 2) <sup>#</sup>	-0.058*** (-3.324)	-0.068*** (-4.190)	-0.063*** (-4.840)	-0.065*** (-5.009)			
NR_3	3 rooms (ref. 2) <sup>#</sup>	-0.033*** (-3.055)	-0.011 (-1.038)	-0.010 (-1.186)	-0.009 (-1.124)			
NR_4	4 rooms (ref. 2) <sup>#</sup>	-0.090*** (-6.006)	-0.033** (-2.281)	-0.016 (-1.368)	-0.015 (-1.296)			
PRIVSTREET	Location on a private road <sup>#</sup>		-0.027*** (-3.540)	-0.032*** (-5.154)	-0.029*** (-4.814)	-0.041*** (-6.727)	-0.043*** (-8.825)	-0.043*** (-8.863)
LOGGREEN300	log(surface area of green spaces less than 300 m away in m <sup>2</sup> )		0.002** (3.022)	0.002*** (3.629)	0.002*** (3.464)	0.002*** (3.460)	0.002*** (3.167)	0.002*** (3.160)
LOGCENTRE	log(distance to the centre in m)		-0.144*** (-10.445)	-0.100*** (-7.160)	-0.113*** (-7.973)	-0.101*** (-11.937)	-0.102*** (-14.905)	-0.102*** (-14.146)
LOGCAMPUS	log(distance to the closest campus in m)		-0.019** (-1.990)	-0.022*** (-2.679)	-0.026*** (-3.099)	-0.025*** (-4.657)	-0.024*** (-5.391)	-0.024*** (-5.494)
LOGBRIDGELOIRE_SOUTH	log(distance of apartment located south of the Loire to the closest bridge over the Loire in m)		-0.053*** (-7.645)	-0.022*** (-3.799)	-0.022*** (-3.722)	-0.003** (-2.239)	0.030*** (6.795)	-0.003*** (-2.898)
LOGSTATION	log(distance to the closest railway station in m)		0.035*** (4.742)	0.017** (2.687)	0.021*** (3.347)	0.031*** (5.708)	-0.003*** (-2.809)	0.030*** (6.543)
BUS100	Presence of a bus stop less than 100 m away <sup>#</sup>		0.042 (0.493)	0.235*** (3.409)	0.247*** (3.579)	0.232*** (3.349)	0.221*** (3.904)	0.221*** (3.557)
BUS100LOGCENTRE	BUS100 x LOGCENTRE		-0.002 (-0.201)	-0.029** (-3.292)	-0.029*** (-3.293)	-0.028*** (-3.252)	-0.027*** (-3.804)	-0.027*** (-3.495)
TRAM300	Presence of a tram stop less than 300 m away <sup>#</sup>		-0.109 (-1.111)	-0.162* (-1.942)	-0.209** (-2.498)	-0.127* (-1.748)	-0.133** (-2.234)	-0.133** (-2.049)
TRAM300LOGCENTRE	TRAM300 x LOGCENTRE		0.010 (0.812)	0.021** (1.986)	0.028** (2.570)	0.018* (1.881)	0.018** (2.417)	0.018** (2.230)

**Tableau A2 : résultats économétriques détaillés (2/2)**

	Definitions	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
LOGAIRPORT	log(distance to the airport in m)		0.177*** (7.824)	0.135*** (7.017)	0.125*** (6.314)			
LOGSHOP	log(distance to the nearest businesses in m)		0.026*** (5.008)	0.023*** (5.416)	0.025*** (5.978)			
LOGFACTORY	log(distance to the waste management factory in m)		0.087*** (7.359)	0.080*** (8.048)	0.073*** (7.274)			
LOGLOIRE	log(distance to the Loire riverbank in m)		-0.014*** (-2.626)	-0.023*** (-5.048)	-0.022*** (-4.677)			
LOGGERDRE	log(distance to the Erdre riverbank in m)		-0.028*** (-4.981)	-0.017*** (-3.614)	-0.016*** (-3.545)			
LOGSEVRE	log(distance to the Sèvre riverbank in m)		0.036*** (13.063)	0.010*** (4.150)	0.011*** (4.275)			
Y02	Year of transaction 2002 (réf. 2006) <sup>#</sup>			-0.305*** (-46.628)	-0.305*** (-46.872)	-0.317*** (-50.724)	-0.307*** (-60.631)	-0.307*** (-59.813)
Y08	Year of transaction 2008 (réf. 2006) <sup>#</sup>			-0.064*** (-9.884)	-0.064*** (-9.766)	-0.067*** (-10.334)	-0.072*** (-13.751)	-0.072*** (-13.522)
ZUS	Location in a Sensitive Urban Area (ZUS) <sup>#</sup>			-0.076*** (-4.805)	-0.073*** (-4.619)	-0.070*** (-4.841)	-0.069*** (-5.865)	-0.069*** (-5.412)
CONTZUS	Location in an IRIS contiguous to a ZUS <sup>#</sup>			-0.035*** (-4.238)	-0.033*** (-3.974)	-0.054*** (-6.975)	-0.049*** (-7.854)	-0.049*** (-7.758)
LOGHOUSEDEN SITY	log(house density in the IRIS)			0.011*** (4.793)	0.011*** (4.823)	0.013*** (7.062)	0.013*** (8.643)	0.013*** (8.837)
LOGINCOME	log(median income in the IRIS)			0.232*** (7.495)	0.218*** (7.046)	0.210*** (11.867)	0.203*** (14.257)	0.203*** (13.342)
FREQF3CHILD	Part of 3-children families in the IRIS			0.004*** (3.002)	0.005*** (3.401)			
FREQ60	Part of people 60 and above in the IRIS			0.001* (1.940)	0.001** (2.538)			
FREQFOR	Part of foreigners in the IRIS			0.006*** (3.681)	0.006*** (3.591)			
FREQBAC3	Part of people holding a "bac + 3" degree or over			0.002 (1.565)	0.001 (1.369)			
MAXNOISE	Maximal noise in 24 hours in dB				-0.002*** (-6.146)	-0.001*** (-5.277)	-0.001*** (-6.634)	-0.001*** (-6.860)
MAXNOX90	Maximal concentration of NOx less than 90 µg.m <sup>3#</sup>				0.023* (1.779)	0.056*** (4.351)	0.065*** (6.263)	0.065*** (6.662)
Observations		5,591	5,591	5,591	5,591	5,591	5,455	5,455
R <sup>2</sup>		0.3486	0.4358	0.6435	0.6465	0.6336	0.7202	0.7202
Adjusted R <sup>2</sup>		0.3472	0.4330	0.6411	0.6439	0.6318	0.7188	0.7188

<sup>#</sup> 1 if yes, 0 if no

\*\*\*Significant 1 %, \*\*Significant 5 %, \*Significant 10 %

(1) OLS with intrinsic variables

(2) OLS with intrinsic variables and location and accessibility variables

(3) OLS with intrinsic variables, location and accessibility variables and contextual variables

(4) OLS with intrinsic variables, location and accessibility variables and contextual and environmental quality variables

(5) OLS without non-significant variables and correlated variables

(6) OLS after processing of outliers (inner fence)

(7) OLS after the White's correction

9 ANNEXE 3

**Tableau A3. Effets marginaux des variables explicatives sur le prix au mètre carré au point moyen de l'échantillon**

Variable explicative	Définition de l'effet marginal de la variable	Coefficient	Effet marginal (%)	Effet marginal (€)
<i>Caractéristiques intrinsèques</i>				
Surface	Effet non linéaire d'une hausse de surface de 1 m <sup>2</sup> au point moyen de l'échantillon	-0,649***	-0,13 %	-2
COPE_ABC	Construction avant 1947 (réf. après 1992)	0,071***		
COPED	Construction 1948-1969 (réf. après 1992)	-0,175***	-16,1 %	-227
COPEE	Construction 1970-1980 (réf. après 1992)	-0,250***	-22,1 %	-312
COPEF	Construction 1981-1991 (réf. après 1992)	-0,217***	-19,5 %	-274
VEFA	Vente en état futur d'achèvement	-0,122***	-11,5 %	-162
NPA0	0 parking (réf. 1)	0,197***	+21,8 %	+307
NPA_23	2 parkings ou plus (ref. 1)	-0,084***	-8,0 %	-113
		0,054***	+5,6 %	+78
<i>Variables de localisation et d'accessibilité</i>				
VOIEPRIVEE	Localisation sur voie privée	-0,043***	-4,2 %	-60
LNVERTS300	Superficie espaces verts à moins de 300 m + 100 m <sup>2</sup>	0,002***	+0,06 %	+1
LNCENTRE	Distance au centre + 100 m	-0,102***	-1,1 %	-16
LNCAMPUS	Distance au campus le plus proche + 100 m	-0,024***	-0,08 %	-1
LNPONTSLOIRE_SUD	Distance au plus proche pont sur la Loire + 100 m (pour un bien situé en Sud-Loire)	-0,003***	-0,02 %	-0,2
LNGHF	Distance à la gare la plus proche + 100 m	0,030***	+0,14 %	+2
BUS100	Présence d'un arrêt de bus à moins de 100 m (distance au centre =2721 m)	0,221***	+0,6 %	+8
		-0,027***		
TRAM300	Présence d'un arrêt de tramway à moins de 300 m (distance au centre =2721 m)	-0,133**	+1,3 %	+19
		0,018**		
<i>Variables contextuelles</i>				
A02	Année de transaction 2002 (réf. 2006)	-0,307***	-26,4 %	-372
A08	Année de transaction 2008 (réf. 2006)	-0,072***	-6,9 %	-98
ZUS	Localisation dans une ZUS	-0,069***	-6,7 %	-94
CONTZUS	Localisation dans un IRIS contigu à une ZUS	-0,049***	-4,8 %	-68
LNMAISHA	Densité en maisons dans l'IRIS + 1 ha	0,013***	+0,3 %	+4
LNREVENU	Revenu annuel médian dans l'IRIS + 1000 €	0,203***	+1,1 %	+15
<i>Variables de qualité environnementale</i>				
BRUITMAX	Bruit maximal en 24 heures + 1 dbA (Noise Depreciation Index)	-0,001***	-0,3 %	-4
NOX90MAX	Concentration de NOx maximale inférieure à 90 µg.m-3	0,065***	+6,7 %	+94

\*\*\* Significatif à 1 %, \*\* Significatif à 5 %, \* Significatif à 10 %

Variable expliquée : logarithme du prix au m<sup>2</sup>

Prix au mètre carré au point moyen de l'échantillon : 1409 € (Sud-Loire : 1381 €)